

バングラデシュ農村における多元的貧困の動態

著者	倉田 正充, 松井 範惇, Pk. Md. Motiur Rahman, 池本 幸生
権利	Copyrights 日本貿易振興機構 (ジェトロ) アジア経済研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
雑誌名	アジア経済
巻	53
号	2
ページ	2-20
発行年	2012-02
出版者	日本貿易振興機構アジア経済研究所
URL	http://hdl.handle.net/2344/00007013

バングラデシュ農村における多元的貧困の動態

くら 倉 田 正 充
まつ 松 井 範 あつ
たつ 淳

Pk. Md. Motiur Rahman

いけ 池 もと 本 ゆき 幸 お 生

《要 約》

近年の国際的な貧困評価では、所得（消費）の貧困のみならず、生活の諸側面の欠乏を示す「多次」元的貧困」に注目が集まっている。本稿では独自の調査に基づくパネルデータ（1212世帯）を用いて、2004年と2009年間のバングラデシュ農村における多元的貧困の動態を考察した。分析方法としては、2010年の『人間開発報告』（UNDP）から公表された多元的貧困指標の手法に基づき、所得以外の教育や健康、生活環境に関する10項目を選んで評価を行った。分析の結果、所得・多元的貧困はいずれも削減されていることがわかった。しかし児童教育や健康は改善がみられず、地域差も大きい。また両貧困から脱出できた世帯は、農業への所得分散化と農業資本の蓄積傾向が強いという特徴が認められた。所得貧困ではないが多元的貧困に陥っている世帯も多く、所得以外の多角的な視点から貧困層をターゲティングすることの重要性を示す結果となった。

- I 序論
- II 分析方法とデータ
- III 多元的厚生の変化
- IV 貧困動態とその要因
- V 結論と政策的含意

I 序 論

ミレニアム開発目標（Millennium Development Goals: MDGs）の期限である2015年が近づくにつれ、各目標の達成度に国際的な関心が集まっている。MDGsは貧困（飢餓）、教育、健康、ジェンダー、そして環境など広範囲にわたる発

展を目指すものであるが、最新の評価レポートによればその達成度は一様ではない。たとえば、1日1ドル未満の貧困者比率は比較的順調に低下しているのに対して、基礎教育の普及や幼児死亡率の改善については達成が困難であるとの見通しが立っている〔United Nations 2010〕。

近年の国際的な貧困評価においては、所得（または消費）のみによって貧困を捉えようとする「所得貧困アプローチ」に対して、このMDGsのように多面的に貧困を把握する「多次」元的貧困（multidimensional poverty）アプローチ」が主流となっている^{（注1）}。その先駆的

な試みとしては、国連開発計画（UNDP）の『人間開発報告』が1990年から公表してきた人間開発指数（HDI）が代表的である〔UNDP 1990〕。また世界銀行による2000/2001年度の『世界開発報告』でも、人間開発における多面的な欠乏を貧困として捉える立場が序文において強調され〔World Bank 2000〕、同様の見解がOECDでも表明されている〔OECD/DAC 2001〕。このように2000年頃には、多元的貧困アプローチが国際的な貧困評価の標準的方法として認められたといえよう。

この潮流の中で、多元的厚生（multidimensional welfare）またはその欠乏としての多元的貧困を、いかに定量的に測定・集計するかという方法論的課題も2000年以降に注目を集めている〔Tsui 2002; Atkinson 2003; Bourguignon and Chakravarty 2003; Duclos, Sahn, and Younger 2006; Kakwani and Silber 2008〕。より最近では、Alkire and Foster（2010）が簡便かつ拡張しやすい指標化の手法を提起し、UNDPはその方法に基づいて2010年の『人間開発報告』から多元的貧困指数（multidimensional poverty index: MPI）を公表するようになった〔UNDP 2010〕。

以上の貧困評価における国際的な背景の下、本稿は、バングラデシュの農村における多元的貧困の動態を明らかにすることを目的とする。バングラデシュは、GDPのみならずHDIでも最貧国グループに位置付けられてきた国であり〔UNDP 2010〕、かつては成長著しいアジア諸国における「停滞のアジア」の典型例とみなされる傾向があった〔渡辺 1985〕。しかしGDP成長率は1990年代に平均5パーセント、2000年代に平均6パーセントという比較的高い率を維持し、消費支出の貧困者比率も1991年の59パーセント

から2005年の40パーセントへと減少している〔BBS 2006〕^{〔注2〕}。バングラデシュ農村のパネルデータを用いた分析でも、非農業セクターの拡大を伴いながら、1990年代以降に所得（消費）の貧困削減が実現したことが報告されてきている〔B. Sen 2003; Nargis and Hossain 2006〕^{〔注3〕}。

しかしこの所得（消費）に関する全国的な貧困削減の背景には、留意すべき次の2点がある。第1に、バングラデシュにおける貧困状況は都市・農村別、あるいは県別などでみると大きく異なっていることが報告されている〔Kam et al. 2005; Ravallion and Wodon 1999〕。第2に、所得（消費）の貧困削減に比べて、教育や健康などの面での改善が遅れている。バングラデシュ独自のMDGs評価においては、所得に関する貧困者比率の半減は達成可能と見込まれているのに対し、摂取カロリーや幼児の発育状態でみた健康、また初等教育を修了した児童の割合でみた教育に関する目標については、改善が遅れているのが現状である〔BGED 2009〕。

そこで本稿は、所得（消費）のみならず、生活環境や教育、健康を含めた多元的貧困の動態について、地域的な異質性にも注意を払いながら分析を行う。使用するデータは、独自の農村調査によって得られた2004年と2009年のパネルデータ（1212世帯）である。その多元的貧困の総合的な推移を捉えるために、『人間開発報告』でも採用されたAlkire and Foster（2010）の指標化の手法を用いた。さらに、消費貧困と多元的貧困の区別でグループ分けした遷移行列に基づいて貧困動態を把握し、どのような世帯が両貧困からの脱却に成功したのかを考察する。これらの分析から得られた主な結果は次の通りである。

まず、所得（消費）および多元的厚生でみた貧困指標はいずれも着実に減少していたが、児童教育や健康に関しては改善がみられず、また多元的厚生の変化は県ごとに多様であった。また、2004年に消費貧困かつ多元的貧困であった世帯（420世帯）のうち、40パーセント（167世帯）が2009年に両貧困からの脱却に成功していた。彼らの大きな特徴は、農業への所得分散化と農地を含む農業資本の蓄積であった。これに対して両貧困から脱却できなかった恒常的貧困層（97世帯）は、農業賃金雇用から他の非農業雇用へと労働力を移したものの、大きな所得増加には至らず、多元的厚生においても改善は極めて限定的であった。また消費貧困からは脱却したものの、多元的貧困からは抜け出せずにいる世帯（116世帯）も多く、所得貧困アプローチによって貧困層を同定することへの疑問を投じる結果となった。

本稿の構成は次の通りである。第Ⅱ節では、多元的貧困を総合的に把握するための貧困指標とその評価項目、また実施した調査およびデータについて説明する。第Ⅲ節では、多元的厚生の各項目の変化を概観し、さらに県別にその推移を比較する。第Ⅳ節では、所得（消費）および多元的貧困の推移と遷移行列から貧困動態を把握し、さらに貧困脱却の要因について考察する。最後に第Ⅴ節にて分析結果をまとめ、各論点に関連した政策的含意について検討する。

Ⅱ 分析方法とデータ

1. 多元的貧困指標

まず所得（消費）貧困の動態を把握するにあたっては、次式で定義される標準的な FGT 指

標を用いる。

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(1 - \frac{y_i}{z} \right)^{\alpha}$$

ここで n は総人口、 y は所得（消費）、 z は貧困ライン、 q はその貧困線によって定義された貧困人口である。FGT 指標（ P ）は、パラメータである α が 0 のときに貧困者比率、1 のときに貧困ギャップ指数、2 のときに 2 乗貧困ギャップ指数となる。本稿は、2009年の所得（消費）を農村物価指数によって2004年基準に実質化したうえで、2004年の農村全体の貧困線として政府が定める595タカ（月、1人当たり）を全サンプルに適用して貧困指標を報告する。また他の貧困線の設定値でも、貧困削減の頑健な結果が得られるかを検討する。

この FGT 指標は、所得などの連続変数を扱う場合には有用であるが、複数の質的（離散）変数を含んだ多元的な貧困評価においては別の集計方法が必要となる。この方法のひとつとして、2010年の『人間開発報告』より公表されるようになった「多元的貧困指標」（MPI）が挙げられる [UNDP 2010]。この MPI は Alkire and Foster (2010) に基礎づけられたものであり、本稿もその方法を採用する。

しかし、人間開発指標（HDI）の考案に携わったアマルティア・セン自身が指摘するように、人々の暮らしの多元的な側面をひとつの集計指標で把握しようとする試みには大きな限界がある [A. Sen 2000]。特に HDI や MPI の計算においては、何を構成要素とするのかという変数選択の問題と、その選ばれた諸変数にどれだけの重みを置くのかというウェイト設定の問題の2つが挙げられる。その選択や配分はしばしば分析者の恣意的なものとならざるを得ない

[Ravallion 2011]。本稿は、これらの指標化の限界を認識しながらも、多元的な貧困状況の変化を総合的かつ定量的に捉えるための便宜として、UNDP と同様の指標化を行うこととした。

この前提の下、MPI は次の手順で導出される^(注4)。まず、各世帯に対して次の「欠乏値 (deprivation count)」(c) を定義する。

$$c_i = \sum_{j=1}^d w_j x_{ij}$$

ここで d は多元的貧困を評価する項目の数、 w_j は項目 j のウェイト、そして x_{ij} は世帯 i が項目 j に関して厚生水準が低いと判断される場合に 1、それ以外の場合には 0 の値をとるダミー (2 値) 変数である。つまりこの欠乏値は、基準を下回る項目数をウェイト付けして数え上げた加重和であり、その値が大きいほど当該世帯が多元的貧困状態の傾向にあると考えられる。後述するように、本稿は UNDP (2010) に従って欠乏値が 0 ~ 10 の値をとるようにウェイト付ける。

次に、世帯がこの欠乏値に基づいて多元的貧困状態にあると判断される基準値 (いわば多元的貧困の貧困線) を k ($0 < k \leq 10$) とすると、「多元的貧困者比率」(H) は次式となる。

$$H = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^m I_i \cdot n_i = \frac{q}{n}$$

ここで I_i は世帯 i ($i = 1, \dots, m$) について $c_i \geq k$ の場合に 1、それ以外の場合は 0 の値をとるダミー変数であり、 n_i は世帯 i の人員数を指す。よって両者の積の総和 q は「多元的貧困人口」を示すことになる。本稿は主に $k = 5$ (つまり欠乏値が 5 以上の場合に多元的貧困と判断) のケースを報告するが、他の基準値でも貧困者比率の変化で頑健な結果が得られるかを検証す

る。

しかしこの貧困者比率は、多元的貧困状態があると識別された世帯の欠乏値が追加的に増加しても変化しないことに注意されたい。この意味で、FGT 指標で $\alpha = 0$ とした貧困者比率と同様に、貧困の「深刻さ」を反映することができない。そこで、次の「貧困深刻度 (intensity of poverty)」(A) を求める。

$$A = \frac{1}{qd} \sum_{i=1}^q c_i$$

ここで欠乏値 (c_i) の合計値は、多元的貧困状態 (すなわち、 $c_i \geq k$) にある個人 (q 人) の総和である。この貧困深刻度 (A) と、貧困者比率 (H) を掛け合わせたものが、多元的貧困指数 (MPI) となる。

$$MPI = H \cdot A$$

これにより、多元的貧困状態にあると識別された世帯 (個人) の欠乏値が追加的に増加すると、この MPI も増加するという特徴が備わることとなる。この MPI は、0 から 1 の値をとり、多元的に深刻な貧困状態にある社会ほど 1 に近づく指数となっている。

2. 多元的厚生の評価項目

以上が MPI の枠組みであるが、より本質的に重要な作業は、多元的貧困を評価する項目 (変数) の選択である。表1に示す通り、本稿では UNDP (2010) の MPI に準拠して(1)生活環境、(2)教育、(3)健康という 3 つの次元を構成する 10 項目を選び、ウェイト付けを行った。ウェイトは、まず各次元にウェイトを 3 等分し、さらにそれを次元内の各項目に等分するという 2 段階方式を採用している。先述の通り欠乏値の最大値が 10 となるように標準化しているため、ウェイ

表1 多元的貧困の構成とウェイト

3 次元		10項目		
次元	ウェイト	項目	内容	ウェイト
生活環境	10/3	土地	所有土地面積が0.2ha 未満	10/12
		住宅	住宅が藁・竹・土造り	10/12
		電気	電気が無い	10/12
		トイレ	排便の場所が野外（池・河川等）	10/12
教育	10/3	成人教育	成人の平均教育年数が3 年未満	10/9
		最長教育	最長教育年数が5 年未満	10/9
		児童教育	未就学の児童がいる	10/9
健康	10/3	栄養	摂取カロリーが2122kcal 未満	10/9
		病気	30日以上罹病の病人がいる	10/9
		幼児発育	発育不良の幼児がいる	10/9

（出所）筆者作成。

トの合計値は10となる。

選ばれた10項目はいずれも、A. Sen（1992）が主張するケイパビリティの「基礎的機能」（必要な栄養を摂ること、必要な教育を受けていること、雨風をしのぐ住まいがあることなど）に類似するものであるが、より複雑な側面（社会的参加や自尊心、幸福感など）を捉えてはいない。その意味で、本稿が扱う多元的な厚生水準の評価は、ケイパビリティを構成する最低限の必要項目の一部分にすぎないといえる。ここでは特定の項目について説明を付記しておきたい。

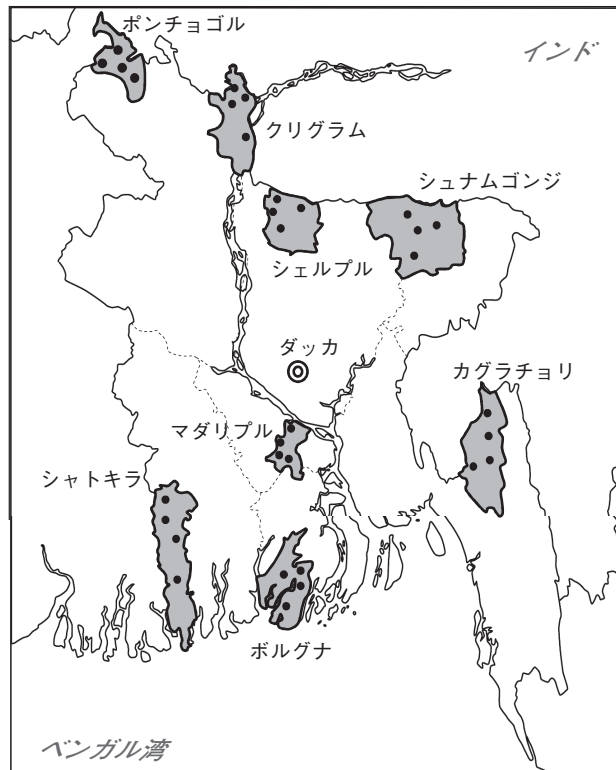
まず生活環境における住宅構造については、頑丈なレンガ造り（“pucca”）ではない、藁や竹、土などで造られた住宅を、相対的に脆弱な構造と判断した。また教育において、成人の平均教育年数だけでなく最長教育年数を含める理由は、ある世帯員の高い教育水準が他の世帯員に及ぼす外部性が存在するためである^{（注5）}。未就学児童に関しては、6歳から14歳の学齢期児童で、学校に通ったことがない児童がいることを基準とした。

また健康に関して、摂取カロリーの貧困線については、南アジアにおいて1日1人当たりで最低限必要な分として国連食糧農業機関（FAO）が定め、バングラデシュ政府も採用している2122キロカロリーを基準とした。病気の項目では調査時からの過去3カ月の間に30日以上症状が続いた場合に「重篤」とであると判断している。幼児の発育不良は、月齢5～59カ月の幼児を対象に実施した身長・体重測定 of データに基づき、月齢基準で低身長または低体重と判断される場合に「発育不良」と判断した^{（注6）}。

3. 調査およびデータ

実施した農村世帯調査の概要は次の通りである。サンプリングは、バングラデシュ全国の64県から8つの県（zila）を選び、その各県から4つの農村（gram）を、さらに各農村から約40世帯を無作為に抽出する3段階抽出法を用いた。ただし第1段階では、(1)土地なし世帯の割合、(2)農業労働者の全労働者に占める割合、(3)作物の集中度（モノカルチャーの程度）という3指

図1 調査対象地域



(出所) 筆者作成。

標の合成指数を用いて、貧困傾向にあると考えられる8県が選ばれている^(注7)。これは本調査が、特に貧しい農村の貧困分析を目的とするためである。調査対象となった県および農村の位置を示した図1で確認できるように、主に貧困傾向の強い辺境県の農村が選ばれていることが本調査の特徴である。

初回の調査(2004年の状況を尋ねたもの)は2004年12月から翌年1月にかけて実施され、合計で1282世帯(対象総人口6398人)の有効回答を得た。この2004年のクロスセクションデータを用いた分析としてRahman, Matsui, and Ikemoto (2009)がある。第2回の調査(2009年の状況を尋ねたもの)は、5年後の2010年1月

から2月にかけて実施され、1212世帯(対象総人口6270人)の有効回答を得た。調査対象の農村では移住が稀であったため、脱落率は5.5パーセントと比較的低い水準であり、脱落バイアスは小さいものと考えられる。よって本稿が用いるデータは、この2004年と2009年の2時点の情報を含んだ1212世帯のパネルデータである。

Ⅲ 多元的厚生の変化

1. 全体的な多元的厚生の変化

本節では、所得や消費に加え、表1で定めた多元的な厚生水準が2004年から2009年にかけてどのように変化したのかを記述統計によって簡

表2 全体的な多面的厚生の変化

項目	2004年	2009年	変化率
所得・消費・資産			
1人当たり実質所得額（月・タカ）	780	1143	47%***
1人当たり実質消費支出額（月・タカ）	643	1027	60%***
1人当たり保有資産額（タカ，土地を除く）	5720	9208	61%***
生活環境			
土地面積が0.2ha未満の世帯（ダミー）	0.55	0.50	-10%***
藁・土・竹造り住宅の世帯（ダミー）	0.62	0.49	-21%***
排泄便が野外の世帯（ダミー）	0.42	0.16	-63%***
電気の無い世帯（ダミー）	0.82	0.62	-24%***
教育			
成人の平均教育年数（年）	3.47	4.10	18%***
成人教育年数が3年未満の世帯（ダミー）	0.52	0.42	-20%***
世帯内の最長教育年数（年）	6.28	6.95	11%***
最長教育年数が5年未満の世帯（ダミー）	0.35	0.24	-33%***
非就学児童がいる世帯（ダミー）	0.23	0.22	-6%
健康			
1人当たりの摂取カロリー（日・kcal）	2148	2141	0%
カロリーが2122kcal未満の世帯（ダミー）	0.55	0.52	-5%*
重篤病人がいる世帯（ダミー）	0.27	0.35	28%***
発育不良幼児がいる世帯（ダミー）	0.21	0.15	-31%***

（出所）個票データより筆者作成。

（注）最右列は両年の変化率とともに、その平均値の差の検定（paired t - test）の結果を示しており、

*は10%，**は5%，***は1%水準でそれぞれ有意な差があることを示している。

単に概観する。そのサンプル全体の結果を示したものが表2である。

まず生活環境に関しては、いずれの項目も有意に厚生水準が向上している。所有土地面積が0.2ヘクタール（0.5エーカーに相当）を下回る世帯の割合は55パーセントから50パーセントに減少した。表には示していないが、このうち土地を全くもたない土地無し層の割合は全世帯の13パーセントから5パーセントに減少している。また住宅構造、トイレ、電気に関しても改善がみられるものの、未だ電気の無い暮らしを送る世帯が6割を超えていることは特徴的である。

電力は経済的な生産活動のみならず、教育や健康などへの波及的影響をもつ可能性が高い。実際に Khandker, Barnes, and Samad（2009）は、バングラデシュの農村における電気の使用が所得（消費）のみならず教育水準に対しても有意に正の影響を与えていることを実証している。

次に教育をみると、成人の平均教育年数と最長教育年数が有意に増加したのに対し、非就学児童がいる世帯の割合には有意な差がみられない。表には示していないが、世帯レベルではなく個人レベルでみた児童（6～14歳）人口に占める非就学児童の割合は、2004年と2009年で共

に22パーセントであり、やはり改善は認められなかった。バングラデシュの公教育に関する調査によれば、全国農村の基礎教育の純就学率は1998年が77パーセント、2000年が80パーセント、2005年が87パーセントと増加傾向にあったが、2008年も同じく87パーセントと頭打ちの状態となっている [CAMPE 2009, 65]。非就学児童の割合は純就学率とは異なる指標であるため単純な比較はできないが、この全国的な教育推進の停滞傾向が本稿のサンプルにおいても露呈したと考えられる。

最後の健康に関しては、まず平均的な摂取カロリーに変化はみられなかった。所得や消費が大きく増加するなかで、摂取カロリーに大きな改善がみられないという状況には疑問が生じるが、実は全国レベルでも1990年以降は減少傾向にあることがわかっている [BBS 2006]^(注8)。ただし2122キロカロリーを下回る世帯の割合はわずかながらも減少しているため、低摂取層では改善の傾向にあったといえる。次に、症状が30日以上続く重篤病人がいる世帯の割合については27パーセントから35パーセントに増加しており、10項目の中でも唯一の有意な悪化となった。後に論じるが、この健康悪化は北部の3県に集中している。また発育不良の幼児（5歳未満）がいる世帯は21パーセントから15パーセントに減少した。表には示していないが、個人レベルでの幼児人口に占める発育不良児の割合でみても59パーセントから47パーセントに減少している。

以上、サンプル全体の多元的な厚生水準の変化について概観したが、児童の就学、摂取カロリー、また重篤病人の項目を除けば有意な改善が確認できた。しかし Ravallion and Wodon

(1999) や Kam et al. (2005) は、バングラデシュの貧困状況は各地域で大きく異なることを指摘している。そこで次に、県別にみた多元的厚生水準の変化について考察する。

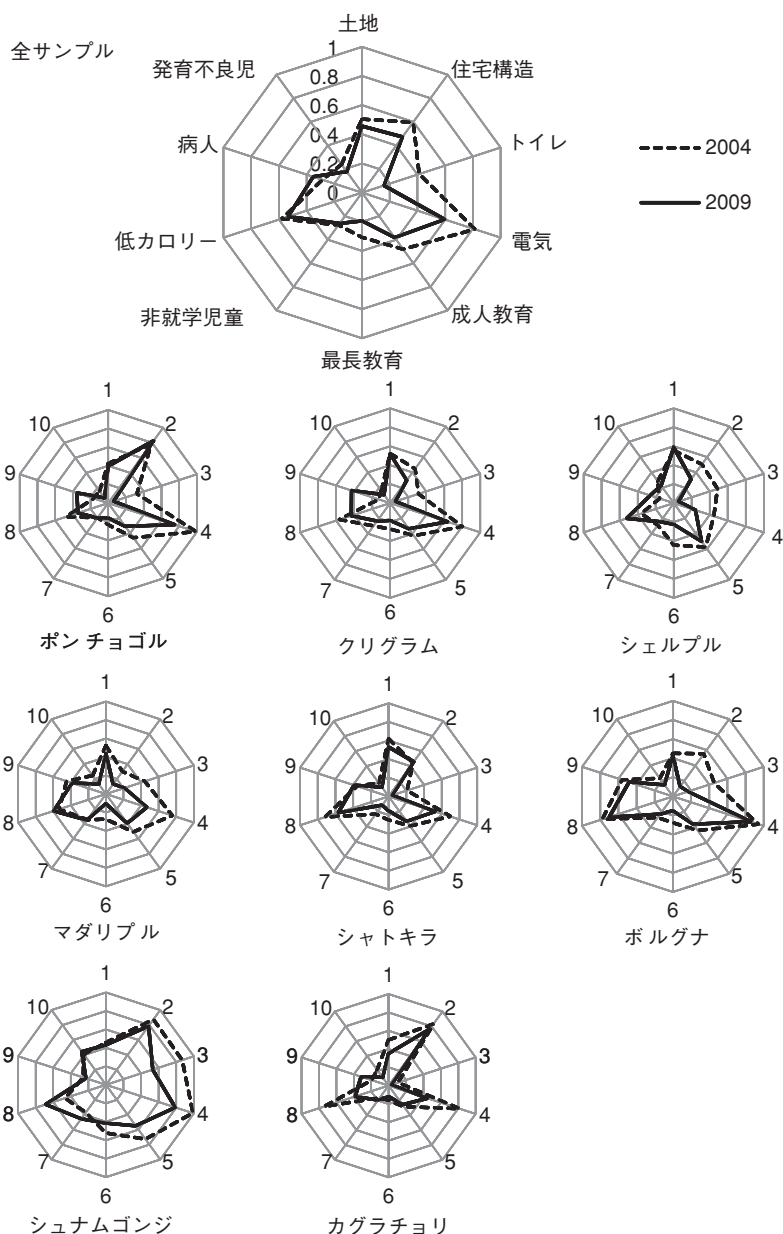
2. 県別にみた多元的厚生の比較と変化

本稿の調査対象となっている8県について、多元的貧困を評価する10項目に該当する世帯割合を、レーダー・チャートのかたちでまとめたものが図2である^(注9)。各ポイントがチャートの中心に近い（該当する世帯割合が少ない）ほど、厚生水準が高いことを示していることに注意されたい。

図2を一見してわかることは、チャートの形状も、またその変化も各県で大きく異なるということである。ここでは、特徴的な次の4項目を指摘しておこう。第1は脆弱な住宅構造（チャート上の番号2）であり、特にポンチョゴル、シュナムゴンジ、カグラチヨリの3県で該当世帯の割合が大きい。またそのいずれの県でも、2004年から2009年にかけてほとんど改善がみられない。第2に、ほとんどの県において一様に電気の無い世帯割合（番号4）が多く、マダリプルやカグラチヨリなどを除いて電力事情は悪い状況のままである。

第3に、消費カロリーの低い世帯（番号8）が特に多かったのは、シャトキラ、ボルグナ、シュナムゴンジ、カグラチヨリの4県である。このうち変化が対照的なのは、シュナムゴンジの悪化とカグラチヨリの改善である。最後に重篤病人（番号9）については、ポンチョゴル、クリグラム、シェルプルの3県で主に悪化していることがわかる。この3県はいずれも北部に位置しているため（図1参照）、2009年末から

図2 県別にみた多面的厚生の変化



(出所) 個票データより筆者作成。

2010年初めにかけての強い寒波が健康面に与えた影響が大きかった可能性なども考えられる。また、これらの4項目を含めて総合的にみた多

元的貧困の傾向としては、シュナムゴンジが顕著に深刻であることも特徴的である。

表3 貧困指標の変化

	貧困者比率			貧困ギャップ指数 (最下段：MPI)		
	2004年	2009年	変化率	2004年	2009年	変化率
所得	0.536	0.288	-46%	0.181	0.075	-58%
消費	0.608	0.194	-68%	0.178	0.035	-80%
多元的厚生	0.414	0.259	-38%	0.269	0.161	-40%

(出所) 個票データより筆者作成。

IV 貧困動態とその要因

1. 全体的な貧困動態

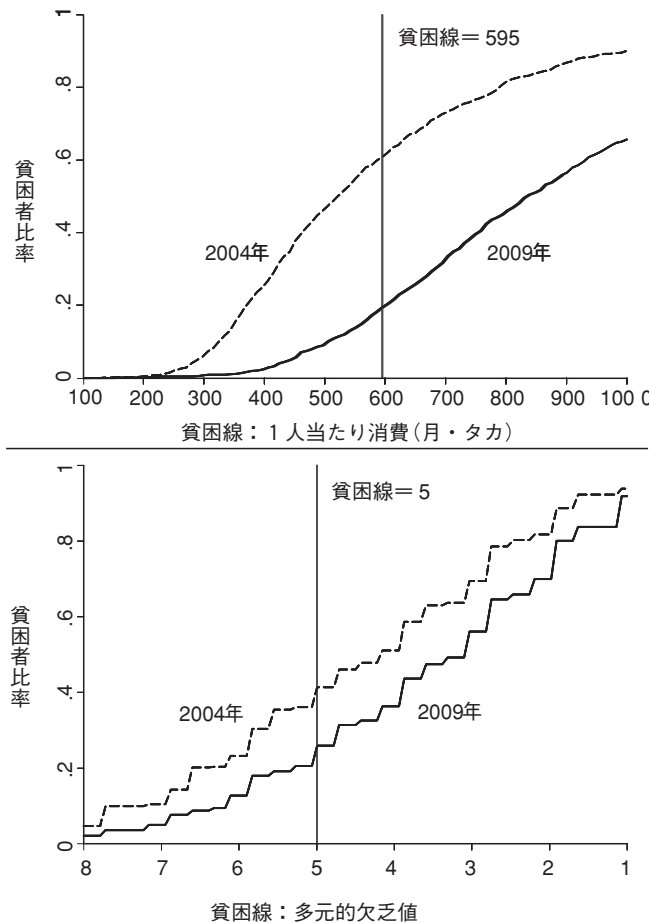
本節では再びサンプル全体の観点から10項目を多元的貧困指標へと集計し、所得（消費）の貧困との関連性に着目しながら貧困動態の分析を行う。まず所得と消費、そして10項目から成る多元的厚生に関する貧困指標の変化をまとめたものが表3である。これによれば、いずれの指標でも貧困削減が達成されており、特に消費に関しては減少率が大きいことが確認できる。多元的厚生は、貧困者比率でも MPI でも40パーセントほど改善していた。なお表には示していないが、2004年から2009年にかけての格差水準を示すジニ係数は、1人当たり所得に関しては0.39から0.37へ、1人当たり消費に関しては0.28から0.27へ減少した。つまり本稿のサンプルにおいては、格差縮小を伴う貧困削減が実現している。

しかしこれらの貧困指標は、貧困線の設定（所得および消費は595タカ、多元的厚生は欠乏値5）に依存する結果である。そこで貧困線を変えた場合に、貧困者比率がどのように変化するかを図3に示した。これは横軸の貧困線に対して貧困者比率がどの値となるかを縦軸で示した

曲線（FGT 曲線）であり、上図が消費、下図が多元的厚生に関するものである^(注10)。まず上図をみると2009年の曲線（実線）は2004年の曲線（破線）よりも下に位置しており、貧困線をたとえば300タカや900タカに変更しても、消費の貧困が削減されたという結果は頑健であることがわかる。下図の多元的厚生についても同様に、欠乏値の貧困線をたとえば7や3に変更したとしても、2009年に貧困者比率が減少したという結果に変わりはない^(注11)。

ここで重要な点は、所得（消費）と多元的厚生の貧困状態がどのように関連しているかである。消費と欠乏値との相関係数は、2004年が-0.54、2009年が-0.60であり、いずれも1パーセント水準で有意ではあるが、さほどの強相関を示さないことから両者のばらつきは大きいことが窺える。そこで消費と多元的厚生における貧困・非貧困の組み合わせから4つのグループを構成し、その世帯数の変化をみたものが表4である。同表によれば、2004年にはグループⅠ（どちらも非貧困）とグループⅣ（どちらも貧困）の割合が大きいものの、グループⅡ（消費は非貧困、多元的厚生は貧困）とグループⅢ（消費は貧困、多元的厚生は非貧困）に属する世帯も少なくない。また2009年においてグループⅠ・Ⅱは世帯数が100パーセント増加し

図3 消費および多元的厚生のFGT曲線



(出所) 個票データより筆者作成。

表4 グループ別にみた貧困動態

グループ	貧困状態		世帯数		
	消費	多元的厚生	2004年	2009年	変化率
I	非貧困	非貧困	402	808	101%
II	非貧困	貧困	93	189	103%
III	貧困	非貧困	297	82	-72%
IV	貧困	貧困	420	133	-68%

(出所) 個票データより筆者作成。

たのに対し、グループⅢ・Ⅳでは70パーセントほどの減少となり、大きな貧困動態が生じている。

この動態をさらに詳しく理解するため、表5に貧困の遷移行列を示した。まず注目すべきは、グループⅠの増加がどのグループからの流入に

表5 グループ別の貧困遷移行列

(単位: 世帯, かつこ内は%)

		2009年				
		I	II	III	IV	合計
2004年	I	385 [89.1] (44.3)	18 [4.5] (9.5)	18 [4.5] (22.0)	8 [2.0] (6.0)	402 [100.0] (33.2)
	II	45 [48.4] (5.6)	23 [24.7] (12.2)	5 [5.4] (6.1)	20 [21.5] (15.0)	93 [100.0] (7.7)
	III	238 [80.1] (29.5)	32 [10.8] (16.9)	19 [6.4] (23.2)	8 [2.7] (6.0)	297 [100.0] (24.5)
	IV	167 [39.8] (20.7)	116 [27.6] (61.4)	40 [9.5] (48.8)	97 [23.1] (72.9)	420 [100.0] (34.7)
	合計	808 [66.7] (100.0)	189 [15.6] (100.0)	82 [6.8] (100.0)	133 [11.0] (100.0)	1212 [100.0] (100.0)

(出所) 個票データより筆者作成。

(注) [] は行の割合, () は列の割合を示す。

よるものかということである。2009年のグループ I (808世帯) のうち, 44パーセントは2004年時点での同じグループ I の世帯であるが, 次に多いのはグループ III からの流入 (30パーセント) である。とはいえ, そもそも多元的厚生項目は生産活動の源である物的・人的資本と関わりが強い (あるいはそのものである) ため, 多元的「非」貧困であったグループ III から I への移動は理解しやすい傾向である。バングラデシュ農村の379世帯の貧困動態を分析した B. Sen (2003) は, 貧困から脱するためには実物資産や人的資本など諸資本の複合的な蓄積が重要であることを指摘し, それを「構造的」(structural) 要因と呼んでいる。この意味でグループ III は, その構造的要因を2004年の時点で相対的に多く蓄積していたために, 2009年の所得増加が実現したと考えられる。

より興味深いのは, 2004年に消費・多元的貧困であったグループ IV (420世帯) のうち, 167

世帯 (40パーセント) がグループ I に移動していたことである。またグループ II への移動 (116世帯, 28パーセント) も多いが, 他方で97世帯 (23パーセント) はグループ IV に留まったままである。2004年には同じく両貧困状態にあったグループ IV の世帯において, 2009年にこれほどの階層移動をもたらした要因とはいったい何であったのだろうか。

2. 貧困層のサブ・グループ別の動態と経済行動

この要因を探るべく, 2004年のグループ IV (420世帯) をその移動先でさらに4つのサブ・グループ (表5の網掛け部分) に区分し, 家計の脱貧困戦略として重要となりうる項目をまとめたものが表6である。比較する項目については, 同様の分析を行っている B. Sen (2003) や Nargis and Hossain (2006) を参考とした。最右列には, 各年でこのサブ・グループ間に有意な

表6 グループⅣのサブ・グループ別にみた経済状況の変化

サブ・グループ (04年→09年)		両貧困 脱出層 (Ⅳ→Ⅰ)	消費貧困 脱出層 (Ⅳ→Ⅱ)	多元的貧困 脱出層 (Ⅳ→Ⅲ)	恒常的 貧困層 (Ⅳ→Ⅳ)	Kruskal -Wallis 検定
世帯数		167	116	40	97	
物的・人的資本（「資産」「家畜・林木」は1人当たり資産額）						
農地面積 (ha)	2004	0.09	0.05	0.09	0.05	n.s.
	2009	0.20	0.07	0.11	0.06	***
資産 (タカ)	2004	2456	1892	2361	1205	***
	2009	6057	2787	2148	1851	***
家畜・林木 (タカ)	2004	1672	1163	1710	863	**
	2009	3906	2056	1378	1382	***
成人教育 (年)	2004	1.65	0.96	1.62	0.60	***
	2009	3.03	1.18	2.98	0.96	***
労働者数（人）※ 副業を含む						
農業	2004	0.40	0.37	0.35	0.29	n.s.
	2009	0.86	0.51	0.60	0.46	***
農業賃金 雇用	2004	0.68	0.63	0.70	0.59	n.s.
	2009	0.30	0.41	0.48	0.44	n.s.
農外賃金 雇用	2004	0.41	0.36	0.30	0.47	n.s.
	2009	0.57	0.66	0.83	0.92	**
サービス業 ・商業等	2004	0.62	0.49	0.83	0.47	n.s.
	2009	0.77	0.67	0.83	0.46	**
所得源泉（1人当たり・月・タカ）						
農業所得	2004	78	59	72	103	*
	2009	264	123	97	53	***
農外所得	2004	336	304	373	308	n.s.
	2009	592	550	430	330	***
移転所得等	2004	29	36	20	35	n.s.
	2009	91	69	35	52	n.s.

（出所）個票データより筆者作成。

（注）最右列の Kruskal-Wallis 検定の結果において，*は10%，**は5%，***は1%水準でそれぞれグループ間に有意な差があることを示し，n.s.は有意な差が無いことを示している。なお「資産」は土地と住宅を除く総実物資産を指す。

差があるか否かを示す Kruskal-Wallis 検定の結果を示している。

まず、グループⅣからグループⅠに移動した「両貧困脱出層」の特徴をみると、農業への所

得分散化と農業資本の蓄積が挙げられる。保有農地面積は、2004年ではどのサブ・グループも0.1ヘクタール未満で有意差はなかったものの、2009年には両貧困脱出層のみが0.2ヘクタール

へと約2倍拡大させた。また同層は、1人当たり実物資産（土地と住宅を除く）については2004年で相対的に多く所有していたが、2009年にはさらなる資本蓄積を行い、その大半は家畜や林木などの農業資産で構成されている。労働者数についても、農業の賃金雇用を半分以下に減らし、農業を2倍以上に増やしている。この結果、両貧困脱出層の農業所得は大幅に増加し、これまで主に依存してきた農外所得の半分近くを占めるに至った^(注12)。同層は農外所得（592タカ）だけでは依然として所得（消費）の貧困線未満にあり、農業所得への分散化とその増加によって非貧困層に押し上げられた可能性を示唆している。

次に、継続してグループⅣだった「恒常的貧困層」の特徴としては、農業賃金雇用から農外賃金雇用（農業以外での賃金雇用）への労働力の移動が、さほどの所得向上を伴っていないことが挙げられる。他のサブ・グループでも同様の労働力のシフトは起きており、農外所得は増加傾向にある。しかし、特に非農業賃金雇用へと比重を強めた恒常的貧困層では約20タカほどしか増加していない。つまり Nargis and Hossain (2006) などの先行研究で指摘されている、農業から非農業セクターへの労働移動による所得増加は、本稿のサンプルの低所得層においては確認できなかった。ひとつの要因として考えられるのは同層の教育水準の低さであり、成人の平均教育年数は、両貧困脱出層と比べると3分の1程度である。このことから農村における貧困層の低教育水準が、生産性の高い非農業セクターへの労働移動の障壁となっている可能性がある。

しかし、グループⅣからⅡに移動した「消費

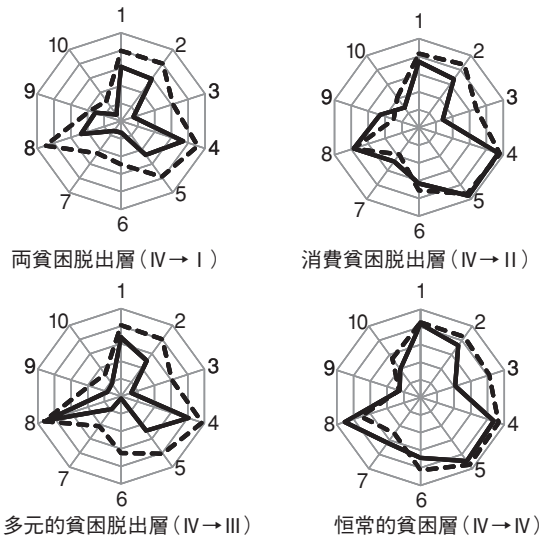
貧困脱出層」が同じく低教育水準であるにもかかわらず、農外所得を大きく増加させていることも特徴的である。このことは、教育以外にも高所得の非農業セクターへのアクセスに重要な要因が存在する可能性を示唆すると同時に、この所得増加が B. Sen (2003) の言う構造的要因によるのではなく一時的要因にすぎない危険性も孕んでいる。この点を確認するために、4つのサブ・グループごとに図2と同様の10項目の変化をレーダー・チャートで示したものが図4である。明らかに消費貧困脱出層（右上）は、恒常的貧困層（右下）と似た構成となっており、所得（消費）の側面のみでは看過されてしまう問題を抱えていることがわかる。多元的貧困は物的・人的資本が脆弱であることも示しているため、消費貧困脱出層の所得は一時的に増加しているものの、再び所得（消費）の面でも貧困層に陥落するリスクが高い傾向にあると考えられる。

V 結論と政策的含意

本稿では、独自の調査に基づく2004年と2009年のパネルデータ（1212世帯）を用いて、バングラデシュ農村における貧困動態について考察した。分析では、所得（消費）とは別に、生活環境や教育、健康に関する多元的厚生に焦点を当て「多元的貧困アプローチ」を重視している。得られた分析結果とそれに基づく政策的含意は、次の4点にまとめられる。

第1に、所得（消費）のみならず、多元的厚生（10項目）に関する集計的な貧困指標も大幅に減少していた。ただし児童の就学状況やカロリー摂取に大きな改善はなく、重篤病人のいる

図4 グループⅣのサブ・グループ別にみた多面的厚生の変化



(出所) 個票データより筆者作成。

(注) レーダー・チャートの構成要素は図2を参照。

世帯割合も増加するなど、総合的な MPI の推移だけでなく個別の評価項目にも注意を払う必要がある。またこれらの厚生水準は県別に大きく異なる特徴を示していた。そのため農村電化政策や健康・栄養政策などの実施においては、地域的異質性を考慮した多面的貧困層のターゲットングが求められよう。

第2に、消費と多面的厚生の2つの評価軸を基にして、両者の貧困・非貧困の区別によって4つのグループを構成したところ、その階層間で大きな動態が生じていた。特に、2004年に消費貧困かつ多面的貧困であったグループⅣ(420世帯)のうち、40パーセント(167世帯)は両貧困からの脱却に成功している。またその「両貧困脱出層」の大きな特徴として観察されたのが、農業への所得分散化と農地を含む農業資本の蓄積であった。これは、貧困削減における農業の役割を強調するものであり、特に物的・人的資本に制約のある多面的貧困世帯に便益をもたら

す pro-poor な農業政策が有効であることを示唆している。

しかし、バングラデシュの限られた耕地面積という地理的環境を踏まえば、土地無し層に一樣に農地を再分配するような極端な政策には問題があるだろう [Rahman and Rhaman 2008]。よって、兼業化を進める高所得農家の供給と、土地無し層の需要をより効率的にマッチングさせる農地(貸借)市場の整備が重要である一方で [Rahman 2010]、自作農化が唯一の脱貧困経路とならないような経済環境が必要となる。それはすなわち、農村の非農業セクターが大きな役割を果たすことを意味する [Nargis and Hossain 2006]。

しかし第3に、2004年と2009年の両年でグループⅣに属した恒常的貧困層(97世帯)は、特に非農業賃金雇用へと労働比重を高めたものの、所得の増加は限定的であった。生産性の高い非農業セクターへの就労を妨げた主要因とし

ては同層の低い教育水準が考えられるため、農村の貧困層にターゲットを絞った基礎教育のための Food For Education (FFE) や奨学金制度 (Primary Education Stipend Program: PESP) のような教育支援をさらに拡充することが長期的に有効であろう [Ravallion and Wodon 2000; Ahmed 2005]^(注13)。より短期的には、低教育水準の成人に職業訓練の機会を提供し、より生産性の高い非農業セクターへの移動を促すことも有効策となりうる。なお、都市近郊の農村を分析した須田 (2010) が明らかにした都市や海外への出稼ぎ等の影響は、本稿が扱う辺境県の農村では限定的であった。しかし、この教育水準の向上に加えて交通インフラの整備が進めば、今後は都市への移住や出稼ぎ、通勤等を通じた貧困削減の可能性も広がるだろう。

第4の論点として、2004年にグループⅣに属した世帯の28パーセント (116世帯) は、消費貧困のみの脱却に成功していた。その世帯を含めて、消費では非貧困であるが多元的厚生では貧困状態にある世帯は、2009年において全サンプル世帯の16パーセント (189世帯) に相当する。この階層は、所得貧困アプローチでは「非貧困層」として同定されてしまうが、実際には低い教育水準や、健康的にリスクの高い生活環境・栄養状態にあるため、将来的には再びグループⅣへと陥落する傾向が強いと考えられる。このような脆弱層を明示的にモニタリングするためにも、多元的貧困アプローチは極めて重要であるといえよう。

最後に、本稿では所得 (消費) 貧困と多元的貧困の対照性に焦点を当てた分析を行ったが、貧困 (動態) の評価方法としては他にも資産ベースでの定量的方法や、主観的なライフ・ヒ

ストリーの叙述に基づく定性的方法などが存在する [Davis and Baulch 2011]。貧困概念が多次元である以上、評価方法も長所と短所を踏まえて多様に使い分け、複数のアプローチを併用する必要があるだろう。また本稿の場合、多元的貧困の評価項目として10項目を選んだという点での恣意性を免れない。そこにはたとえば、コミュニティへの参加といった社会的関係資本や、ジェンダーに関する項目を含める余地もあるだろう。そのような多元的貧困の拡張的な評価が、今後の課題として残されている。

(注1) この「多 (次) 元的貧困アプローチ (multidimensional poverty approach)」という用語は、管見の限りでは、確たる定義として一般に定まったものではない。本稿ではこの用語を、『人間開発報告』で公表が始まった Multidimensional Poverty Index (MPI) の考え方に倣い、所得 (消費) 以外の厚生水準の諸側面から多面的に「貧困」概念を捉えようとする分析のフレームワークとして位置付けている。しかしこの用語は、所得貧困も包含するより一般的なアプローチを示すものとして使用されることもあれば、異時点間の所得貧困を捉えようとする方法論として考えられる場合もある。この多元的貧困アプローチと所得貧困アプローチの相違点、また後者のメリットについては黒崎 [2009, 第1章, 第6章] を参照されたい。

(注2) この値は Cost of Basic Needs 法の上方貧困線 (upper poverty line) に基づく全国の貧困者比率である。同時期 (1991~2005年) に、農村部では61パーセントから44パーセントへ、都市部では45パーセントから28パーセントへと同比率は減少している。

(注3) 本稿は、複数の項目を含む多元的貧困の動態に着目した統計分析を主題としているために、バングラデシュ農村における農業や出稼ぎ、非農業セクター、マイクロファイナンスを含む金融などの重要なテーマを個別的に深く分

析できていない。これらの点に関する近年の日本語の先行研究としては、灌漑地下水市場やインフォーマル金融など広範にわたる農村の実態を詳しく論じた藤田（2005）や、都市近郊の農村におけるグローバル化を明らかにした須田（2010）、また非農業セクターの役割を強調したナルギス・ホセイン（2007）などの先行研究を参照されたい。またマイクロファイナンスが貧困削減に与える影響の分析については近年、Pitt and Khandker（1998）とRoodman and Morduch（2009）を中心とした議論が盛んとなったが、その動向については高橋（2011）が詳しい。

（注4）本稿では簡略化した説明を行っているが、精確な定義についてはAlkire and Foster（2010）を参照されたい。本稿が用いるMPIは、実際にはAlkire and Foster（2010）が定める指数の特殊ケースである。数値例を含むより簡単な解説としては、UNDP（2010）のTechnical Notesが理解しやすい。

（注5）世帯内で最も教育水準の高い世帯員の影響によって、他の（相対的に教育水準の低い）世帯員も経済・社会・文化的にさまざまなメリットを享受することができることを意味する。

（注6）具体的には、米国のNational Centre for Health Statistics/Centres for Disease Controlが定めた月齢基準の標準身長・体重からの乖離を示すZ値が、標準偏差の2倍を下回る場合に低身長・体重と判断するという一般的な方法を採用した。

（注7）その他の調査およびデータの詳細に関しては、Rahman, Matsui, and Ikemoto（2009）のAppendixを参照されたい。

（注8）同様の現象は以前からインド等でも確認され、現在も議論の対象となっているが、労働負荷の減少や食習慣の変化などさまざまな要因が考えられている[Deaton and Dreze 2009; Deaton 2010]。

（注9）各県の世帯数は142～156世帯である。

（注10）これ以降の貧困分析では所得よりも消費を優先して用いるが、得られた分析結果は所得を用いた場合でもほぼ同じである。消費を優先して報告する理由は、所得が世帯のライフサ

イクルや短期的ショックの影響を受けてしまうのに対し、消費は世帯の恒常的な所得水準を反映した安定的な指標となるためである。

（注11）多元的厚生 の 貧困指標は欠乏値の減少関数であるため、その貧困線の値を増やせば貧困者比率は減ることに注意されたい。

（注12）表6の「所得源泉」の項目で、「農外所得」は自小作農による農業所得以外の労働所得を示している。よって、農業雇用賃金はこの「農外所得」に含まれる。

（注13）バングラデシュは2002年を境にFFEからPESPへ、すなわち児童就学のための食糧援助から奨学金援助へと転換しているが、いずれの支援も児童の就学率改善に大きな効果をもたらしている[Ravallion and Wodon 2000; Ahmed 2005]。しかし、Ahmed and Arends-Kuenning（2006）によれば、FFEの受給生徒の多いクラスではテストのスコアが有意に低いという問題（受給生徒の低スコアのみならず、同クラスの非受給生徒のスコアも悪化するという負のpeer効果の問題）も指摘されており、教育の「質」的向上のための学校への投資も考慮する必要があるだろう。

文献リスト

〈日本語文献〉

黒崎卓 2009.『貧困と脆弱性の経済分析』勁草書房。

須田敏彦 2010.「グローバル化するバングラデシュ農村経済——経済構造変化のメカニズムと貧困への影響——」『アジア経済』51（11）：2-43.

高橋和志 2011.「実証分析における因果性と再現性：Pitt and Khandker（1998）のマイクロファイナンス論文を巡る一連の議論から」IDE-JETRO海外研究員レポート。

http://www.ide.go.jp/Japanese/Publish/Download/Overseas_report/pdf/1105_takahashi.pdf

ニガール ナルギス・マハブブ ホセイン 2007.「所得の動態的变化と貧困削減——バングラデシュ農村の事例、1988-2004年——」大塚啓二

- 郎・櫻井武司編『貧困と経済発展』東洋経済新報社 71-91.
- 藤田幸一 2005.『バングラデシュ 農村開発のなかの階層変動——貧困削減のための基礎研究——』地域研究叢書16 京都大学学術出版会.
- 渡辺利夫 1985.『成長のアジア 停滞のアジア』東洋経済新報社.
- 〈英語文献〉
- Ahmed, A. U. 2005. *Comparing Food and Cash Incentives for Schooling in Bangladesh*. Washington, D.C. : International Food Policy Research Institute.
- Ahmed, A. U. and M. Arends-Kuenning 2006. "Do Crowded Classrooms Crowd Out Learning? Evidence from the Food for Education Program in Bangladesh." *World Development* 34 (4): 665-684.
- Alkire, S. and J. Foster 2010. "Counting and Multidimensional Poverty Measurement." *Journal of Public Economics* 95 (7-8): 476-487.
- Atkinson, A. B. 2003. "Multidimensional Deprivation: Contrasting Social Welfare and Counting Approaches." *Journal of Economic Inequality* 1 (1): 51-65.
- BBS (Bangladesh Bureau of Statistics) 2006. *Preliminary Report on Household Income and Expenditure Survey 2005*. Dhaka: Bureau of Statistics, Ministry of Planning, Government of the People's Republic of Bangladesh.
- BGED (Bangladesh General Economics Division) 2009. *The Millennium Development Goals: Bangladesh Progress Report 2009*. Dhaka: General Economics Division, Ministry of Planning, Government of the People's Republic of Bangladesh.
- Bourguignon, F. and S. R. Chakravarty. 2003. "The Measurement of Multidimensional Poverty." *Journal of Economic Inequality* 1 (1): 25-49.
- CAMPE (Campaign for Popular Education) 2009. *Education Watch 2008: State of Primary Education in Bangladesh*. Dhaka: CAMPE, Bangladesh.
- Davis, P. and B. Baulch 2011. "Parallel Realities: Exploring Poverty Dynamics Using Mixed Methods in Rural Bangladesh." *Journal of Development Studies* 47 (1): 118-142.
- Deaton, A. 2010. "Understanding the Mechanisms of Economic Development." *Journal of Economic Perspectives* 24 (3): 3-16.
- Deaton, A. and J. Drèze 2009. "Food and Nutrition in India: Facts and Interpretations." *Economic and Political Weekly* XLIV (7): 42-65.
- Duclos, J. Y., D. E. Sahn, and S. D. Younger 2006. "Robust Multidimensional Poverty Comparisons." *Economic Journal* 116: 943-968.
- Kakwani, N. and J. Silber 2008. *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement*. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Kam, S. P., M. Hossain, M. L. Bose, and L. S. Villano 2005. "Spatial Patterns of Rural Poverty and Their Relationship with Welfare-Influencing Factors in Bangladesh." *Food Policy* 30: 551-567.
- Khandker, S. R., D. F. Barnes and H. A. Samad 2009. "Welfare Impacts of Rural Electrification: A Case Study from Bangladesh." The World Bank Policy Research Working Paper 4859.
- Nargis, N. and M. Hossain 2006. "Income Dynamics and Pathways Out of Rural Poverty in Bangladesh, 1988-2004." *Agricultural Economics* 35: 425-435.
- OECD/DAC 2001. *DAC Guidelines on Poverty Reduction*. Paris: OECD.
- Pitt, M. M. and S. R. Khandker 1998. "The Impact of Group-Based Credit Programs on Poor Households in Bangladesh: Does the Gender of Participants Matter?" *Journal of Political Economy* 106 (5): 958-996.
- Rahman, P. M. M., N. Matsui, and Y. Ikemoto 2009. *The Chronically Poor in Rural Bangladesh: Livelihood Constraints and Capabilities*. New York: Routledge.
- Rahman, S. 2010. "Determinants of Agricultural Land Rental Market Transactions in Bangladesh." *Land Use Policy* 27: 957-964.

- Rahman, S. and M. Rahman 2008. "Impact of Land Fragmentation and Resource Ownership on Productivity and Efficiency: The Case of Rice Producers in Bangladesh." *Land Use Policy* 26: 95-103.
- Ravallion, M. 2011 "On Multidimensional Indices of Poverty." *Journal of Economic Inequality* 9 (2): 235-248.
- Ravallion, M. and Q. Wodon 1999. "Poor Areas, or Only Poor People?" *Journal of Regional Science* 39 (4): 689-711.
- 2000. "Does Child Labor Displace Schooling? Evidence on Behavioural Responses to an Enrollment Subsidy." *Economic Journal* 110 (March): C158-C175.
- Roodman, D. and J. Morduch 2009. "The Impact of Microcredit on the Poor in Bangladesh: Revisiting the Evidence." CGD Working Paper 174.
- Sen A. 1992. *Inequality Reexamined*. Cambridge: Harvard University Press.
- 2000. "A Decade of Human Development." *Journal of Human Development* 1 (1): 17-23.
- Sen, B. 2003. "Drivers of Escape and Descent: Changing Household Fortunes in Rural Bangladesh." *World Development* 31 (3): 513-534.
- Tsui, K. 2002. "Multidimensional Poverty Indices." *Social Choice and Welfare* 19 (1): 69-93.
- UNDP (United Nations Development Program) 1990. *Human Development Report 1990: Concept and Measurement of Human Development*. New York: UNDP.
- 2010. *Human Development Report 2010: The Real Wealth of Nations*. New York: UNDP.
- United Nations 2010. *The Millennium Development Goals Report 2010*. New York: the United Nations Department of Economic and Social Affairs.
- World Bank 2000. *World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty*. New York: Oxford University Press.
- [付記] 本研究は，日本学術振興会・特別研究員奨励費（課題番号：22・3845，研究者：倉田正充）および科学研究費補助金（課題番号：22530262，研究代表者：池本幸生）の助成を受けたものである。（倉田・東京大学大学院農学生命科学研究科 / 松井・帝京大学経済学部教授 / Motiur Rahman ダッカ大学教授 / 池本・東京大学東洋文化研究所教授，2011年8月9日受領，2011年10月31日，レフェリーの審査を経て掲載決定）